

El efecto del TLCAN sobre las importaciones agropecuarias estadounidenses provenientes de México

José Alberto Cuéllar Álvarez



Unidad Agrícola

México, D. F., mayo del 2005

Este documento fue preparado por el señor José Alberto Cuéllar Álvarez, consultor de la Unidad Agrícola de la Sede Subregional de la CEPAL en México.

Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN impreso 1680-8800

ISSN electrónico 1684-0364

ISBN: 92-1-322696-9

LC/L.2307-P

LC/MEX/L.649/Rev.1

Nº de venta: S.05.II.G.56

Copyright © Naciones Unidas, mayo del 2005. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, México, D. F.

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
Introducción	7
I. Revisión de la literatura	11
1. Apertura comercial y crecimiento económico	11
2. La apertura y su efecto sobre la agricultura: los casos de Brasil y México	13
II. La ecuación de importaciones agropecuarias y su estimación	17
III. Resultados	21
1. Estimación de los vectores autorregresivos	21
2. Análisis de cointegración	26
IV. Conclusiones	29
Bibliografía	31
Anexos	33
I Aspectos econométricos	35
II Información estadística	39
Serie Estudios y perspectivas: números publicados	43

Índice de cuadros

Cuadro 1	Efecto del TLCAN en el comercio agropecuario entre México y los Estados Unidos	16
Cuadro 2	Resultados: modelo VAR	22
Cuadro 3	Resultados: modelo VAR con todas las variables endógenas. Ecuación para las importaciones	24
Cuadro 4	Eigenvalores del sistema dinámico	25

Cuadro 5-A	Resultados: VAR con términos interactuados, parte 1	25
Cuadro 5-B	Resultados: VAR con términos interactuados, parte 2	26
Cuadro 6	Prueba de raíz unitaria	27

Resumen

El documento tiene como objetivo conocer el efecto del Tratado de Libre Comercio en América del Norte (TLCAN) sobre las ventas de productos agropecuarios mexicanos en los Estados Unidos. Para ello se estima la función de importaciones agropecuarias estadounidenses procedentes de México, usando diversas técnicas de análisis de series de tiempo. Desde el punto de vista teórico, la firma del tratado debería ser la causa del creciente comercio de bienes agrícolas entre los dos países. Sin embargo, en concordancia con estudios previos, el análisis econométrico encontró que el TLCAN no es el causante del mayor flujo comercial. Los principales determinantes en la ecuación de importaciones son el tipo de cambio real y la tendencia temporal. En el caso del tipo de cambio, la elasticidad de las importaciones se estima en un rango de entre -0,2 y -0,5, cifras parecidas a las halladas en estudios semejantes para otros países.

Introducción

La política de sustitución de importaciones caracterizó la estrategia económica seguida por el Estado mexicano entre 1950 y 1982. Entre sus rasgos fundamentales sobresalen la elevada participación estatal en la economía, así como la protección comercial otorgada a los productores nacionales mediante el establecimiento de cuotas de importación y altos aranceles. En este contexto, al sector agropecuario se lo consideraba abastecedor de materias primas baratas para la industria y alimentos de bajo precio para la creciente población urbana. Algunos cultivos, como el café, cumplían el papel adicional de generadores de divisas para el país.

En sus primeros 20 años de implantación, esta política trajo consigo tasas elevadas de crecimiento económico, estabilidad de precios y un mayor bienestar social. Sin embargo, a partir de la década de los setenta se observaron los primeros síntomas de agotamiento del modelo, que se agudizaron con la crisis de la deuda externa de 1982. En ese momento el proyecto de sustitución de importaciones se tornó insostenible y se inició un proceso de reforma económica estructural.

Las reformas emprendidas giraron en torno a dos puntos clave: la apertura comercial y la reducción de la intervención del Estado en la economía. A título ilustrativo puede citarse la incorporación de México al Acuerdo General sobre Aranceles y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés), la venta de empresas paraestatales y la privatización bancaria. Clavijo (2000) recopila y analiza en forma detallada los principales episodios de la reestructuración económica de México después de 1980.

El cambio de modelo de desarrollo repercutió de manera importante sobre la política agropecuaria. Por una parte, se eliminó una cantidad considerable de permisos y cuotas de importación, se restringió el grado de discrecionalidad en el empleo de las barreras no arancelarias y se estableció el arancel como principal instrumento de protección. Por otra parte, los precios de garantía de los principales cultivos desaparecieron paulatinamente, se liquidó la Compañía Nacional de Subsistencias Populares (Conasupo) y disminuyó el monto de los créditos otorgados por el Banco de Crédito Rural (Banrural). La cronología y un análisis más amplio de estas medidas pueden encontrarse en Yúnez-Naude (2002).

El punto culminante en este proceso lo constituye la negociación y posterior entrada en vigor del Tratado de Libre Comercio con los Estados Unidos y Canadá (TLCAN). Este acuerdo estipula la desaparición de todas las barreras arancelarias al comercio agropecuario en América del Norte en el año 2008. Debido a las marcadas diferencias en el grado de desarrollo agrícola entre México y sus socios, se esperaba que el TLCAN repercutiera negativamente sobre la producción y el empleo en el campo mexicano.

En la práctica, sin embargo, una compleja combinación de factores ha dificultado la cuantificación precisa de los efectos del tratado sobre el desempeño económico de la agricultura y la ganadería en México. Entre otros, cabe mencionar:

- 1) La crisis del peso de 1994-1995.
- 2) El efecto de las políticas de apertura y desregulación referidas con anterioridad.
- 3) La reforma de 1993 al artículo 27 constitucional en materia de propiedad ejidal.
- 4) La complejidad del proceso de reducción arancelaria, dado que los plazos de desgravación para distintos cultivos varían significativamente.
- 5) La existencia de barreras no arancelarias de empleo discrecional —medidas fitosanitarias, por ejemplo—, cuyos efectos son difíciles de medir.

Aunado a esto, el poco tiempo transcurrido desde el inicio del TLCAN complica el uso de métodos econométricos para la evaluación de su impacto (Yúnez-Naude, 2002). No obstante, a pesar de las dificultades presentes en la identificación de sus efectos, el TLCAN ha incidido sobre la evolución económica del sector agropecuario en México.

El propósito de esta investigación es determinar algunos aspectos de la influencia del tratado en la agricultura mexicana. En particular, la atención se centra en el estudio del comportamiento de las importaciones estadounidenses de productos agropecuarios mexicanos antes y después de 1994. La elección de este tema no es casual, sino que se basa en las siguientes consideraciones:

- 1) La creciente importancia del comercio exterior en la agricultura mexicana y el impulso que el TLCAN representó al facilitar el acceso al mercado más grande del mundo. Entre 1994 y 2001, el crecimiento promedio anual de las exportaciones agropecuarias y agroindustriales a los Estados Unidos fue de 8,8%, cifra muy superior al 1,5% observado entre 1990 y 1993.
- 2) El producto interno bruto (PIB) por habitante de los Estados Unidos no resultó afectado por la crisis cambiaria de 1994. Dado que el ingreso es uno de los principales determinantes en la función de importaciones estadounidenses provenientes de México, la estimación de dicha función no se modificó por las condiciones de inestabilidad que imperaron en la economía mexicana al inicio del TLCAN.

3) El conjunto de reformas implementadas por México en adición al TLCAN tuvieron un menor impacto directo sobre el sector exportador.¹ Por otra parte, el acuerdo sólo modificó la estructura arancelaria estadounidense, por lo que es válido suponer que los cambios observados en las importaciones agrícolas de ese país después de 1994 reflejan en gran medida los efectos producidos por el tratado.

4) La disponibilidad de la información estadística necesaria para efectuar las estimaciones econométricas.

Para conocer la función de demanda de importaciones se usan diversos métodos de análisis de series de tiempo que permiten inferir los cambios provocados por el TLCAN en la dinámica del comercio agrícola en América del Norte. Para facilitar la lectura, la discusión técnica de tales métodos se presenta en el anexo I. El resto del documento está estructurado de la siguiente manera. El capítulo I contiene la revisión de la literatura; en el primer apartado se analiza de manera general la relación entre comercio y crecimiento económico y en el segundo se exponen los efectos de la apertura sobre el sector agropecuario a partir de los casos brasileño y mexicano. En el capítulo II se describe la ecuación a estimar. En el capítulo III aparecen los resultados y en el IV se presentan las conclusiones y las líneas futuras de investigación.

¹ A diferencia de otros países latinoamericanos, durante la etapa de sustitución de importaciones México no empleó gravámenes a la exportación de productos agrícolas.

I. Revisión de la literatura

La principal justificación para la firma del TLCAN se basa en la teoría clásica del comercio internacional, la cual señala que el aprovechamiento de las ventajas comparativas produce ganancias de bienestar para los países que se incorporan a este tipo de tratados. A pesar de la polémica que rodea los estudios sobre los efectos de la apertura comercial en el ingreso nacional, diferentes artículos sobre el tema ofrecen evidencia de una relación positiva entre apertura y crecimiento económico.

1. Apertura comercial y crecimiento económico

Sachs y Warner (1995) determinaron que la tasa de crecimiento del PIB por habitante en los países pobres con economías cerradas es apenas del 0,7% anual, muy por debajo del 4,5% observado en países pobres con economías abiertas. Los autores clasificaron como economías cerradas a aquellos países en donde:

- a) La tasa premio en el mercado negro del tipo de cambio durante los años setenta y ochenta excedía el 20%, o
- b) El régimen político preponderante era el socialista, o
- c) Existían agencias o instituciones que monopolizaban el comercio exterior del país, o
- d) Existían cuotas de importación de bienes intermedios y de capital, o

e) El arancel promedio de importación para los bienes intermedios y de capital excedía el 40%.

El estudio también reveló que el cambio de un régimen cerrado a uno abierto incrementaba la tasa de crecimiento en más de un punto porcentual al año. Entre los países con economía cerrada que implementaron fuertes reformas durante los noventa sobresalen Bulgaria, Eslovaquia, Hungría, Polonia, y la República Checa. Las antiguas repúblicas soviéticas aparecen como las economías cerradas que menores reformas implantaron.

Rodríguez y Rodrik (2000) critican la elección de las variables usadas por Sachs y Warner y argumentan que los resultados de estos últimos no son robustos ante variaciones en el período de muestra y en los controles usados en las regresiones. En el mismo sentido, Harrison y Hanson (1999) comentan que la evidencia de Sachs y Warner es frágil y poco clara. Por ello sugieren corregir las variables usadas para medir la apertura, así como el empleo de técnicas econométricas de panel en lugar de cortes transversales.

Greenaway y otros (2002) atribuyen el desacuerdo existente a la mala especificación de los modelos y a la diversidad de los índices de apertura usados. Para despejar dudas, se valen de un modelo de panel dinámico y ponen a prueba tres indicadores diferentes de liberalización comercial. Estos autores aseveran que la apertura sí tiene un efecto positivo sobre el crecimiento del PIB, aunque con rezago. Sus resultados apuntan hacia una respuesta en forma de J y son robustos ante cambios en la especificación del modelo, el tamaño de muestra y el período utilizado en la estimación.

Edwards (1998) muestra que una diversidad de medidas que interfieren con el libre comercio (aranceles, barreras no arancelarias y otros impuestos al comercio exterior) tiende a disminuir el crecimiento de la productividad. Dollar (1992), por su parte, descubrió que los países con distorsiones de precios ocasionadas por políticas comerciales restrictivas crecen más lentamente que aquéllos en donde dichas distorsiones no existen.

Un hecho notorio es que los países con mayores tasas de crecimiento económico se concentran en ciertas áreas geográficas, como Europa Occidental, Norteamérica y el Este de Asia, regiones donde se observan precisamente los mayores flujos comerciales. Así, varios autores sugieren la posibilidad de que la apertura comercial no sea la causa del crecimiento, sino una consecuencia de éste. Bajo este argumento, es probable que la cercanía geográfica influya decisivamente sobre el tráfico internacional de mercancías. Por ejemplo, es más fácil que se dé un comercio intenso entre países ricos como Alemania y Francia, que comparten una frontera e infraestructura de transporte común, que entre Alemania y Botswana, separados entre sí no sólo por miles de kilómetros de distancia, sino además por una capacidad productiva muy dispar. Este fenómeno es lo que en econometría se conoce como el problema de la endogeneidad de la variable explicativa en una regresión.

Frankel y Romer (1999) emplean una serie de atributos geográficos como variable instrumental para corregir los efectos de la endogeneidad antes mencionada. La medida de apertura que utilizan es la proporción de importaciones y exportaciones en el PIB. El estudio concluye que los países con mayores niveles de comercio tienen ingresos más altos. De mayor relevancia es el hallazgo de que las estimaciones del efecto del comercio sobre el ingreso usando el método de mínimos cuadrados ordinarios² se encuentran sesgadas hacia abajo casi en todos los años de la muestra. En otras palabras, el efecto positivo de la apertura sobre el crecimiento es mayor que el reportado en estudios anteriores, los cuales ignoran el problema de endogeneidad del modelo. Irwin y Terviö (2002) amplían el número de años estudiados empleando el método de variables

² Este método no corrige el problema de endogeneidad, así que los valores estimados por esta vía están sesgados.

instrumentales de Frankel y Romer. Así, usando información sobre todo el siglo XX, confirman la asociación positiva entre apertura comercial y crecimiento económico.

Yannikaya (2003) divide los indicadores de liberalización en dos grandes categorías: medidas de volumen comercial y medidas de barreras comerciales. Entre las primeras se cuenta la proporción usada en el estudio de Frankel y Romer. Las segundas se refieren a tasas arancelarias y cuotas de importación. Los resultados de Yannikaya cuando se usa el volumen comercial como señal de apertura concuerdan con la literatura previa, pues muestran un efecto positivo sobre el ingreso por habitante. Sin embargo, cuando se emplean las barreras comerciales, los resultados contradicen el punto de vista convencional, ya que revelan una relación positiva y estadísticamente significativa entre tales barreras y el crecimiento económico, especialmente en el caso de los países en desarrollo. El autor interpreta este hecho como soporte para la teoría de la protección estratégica.³

Harrison (1996) hace uso de un panel que incluye únicamente a países en vías de desarrollo. Mediante el análisis de series de tiempo y de corte transversal, la autora confirma la asociación positiva entre crecimiento y diversas medidas de apertura comercial. Establece también que la relación de causalidad se da en ambas direcciones, es decir, la apertura genera crecimiento y éste a su vez propicia una mayor apertura. En otras palabras, Harrison afirma que, en efecto, el problema de endogeneidad descrito por Frankel y Romer puede sesgar los resultados econométricos en ausencia de instrumentos de control adecuados. Para los lectores interesados en profundizar en el tema, el artículo de Harrison contiene un excelente resumen de los estudios sobre liberalización y crecimiento anteriores a 1995 en un amplio conjunto de países.

Por otra parte, en un estudio de naturaleza no econométrica, Goto (1997) analiza los efectos de la integración económica sobre la agricultura. El autor utiliza un modelo simple tipo Krugman (es decir, con rendimientos crecientes a escala) con distorsiones arancelarias para simular los efectos que un acuerdo de libre comercio entre países asiáticos tendría sobre la producción de arroz en Japón. Como era de esperarse, el trabajo demuestra que el efecto de la integración regional es mayor cuando el grado de protección anterior a la integración es más alto. Al respecto cabe comentar que, como se mencionó en la Introducción, el gobierno mexicano había disminuido paulatinamente la protección otorgada al sector agropecuario con antelación a la firma del TLCAN. Así, siguiendo la línea de argumentación de Goto, es probable que las medidas tomadas a fines de los ochenta y principios de los noventa hayan suavizado el impacto sobre la producción agrícola en México al entrar en vigor el tratado.

2. La apertura y su efecto sobre la agricultura: los casos de Brasil y México

a) Brasil

Es interesante notar la semejanza de las reformas implementadas en México y Brasil. Durante los años noventa, Brasil llevó a cabo un extenso programa de apertura comercial mediante la eliminación de impuestos y restricciones cuantitativas al comercio agropecuario. Para la mayoría de los bienes importables, la tasa arancelaria cayó de un promedio de entre 35% y 55% antes de 1988 a alrededor de 10% en 1991. La administración de Collor de Melo removió abruptamente las barreras no arancelarias en 1990 y poco después Brasil se adhirió al Mercado Común del Sur (Mercosur). De igual modo, se eliminaron los precios de garantía y el gobierno dejó de participar como agente comercializador de los principales cultivos (Helfand, 2003).

³ Una amplia exposición de esta teoría se halla en Brander (1995).

Consistente con las expectativas, la reforma produjo una reducción sustancial en el área sembrada de productos importables, así como un fuerte incremento de las importaciones agropecuarias. Una cantidad considerable de tierra se destinó a nuevos usos más productivos, especialmente la cría de ganado.⁴ Si bien las ventas de exportación aumentaron, la magnitud fue menor a la experimentada por las compras al exterior. Los efectos sobre los precios fueron positivos. Los precios al productor de cultivos exportables como el cacao, las naranjas y la soya crecieron entre 10% y 20%. Los consumidores, a su vez, se beneficiaron gracias a la baja en el costo de los alimentos provocada por la mayor competencia del exterior.

Entre 1980 y 1998 el PIB agropecuario real creció 70%, cifra superior al crecimiento del PIB total (40%). Helfand interpreta este hecho como prueba del profundo impacto de las reformas, dado que la tendencia mundial se inclina más bien hacia la disminución de la importancia relativa de la producción agrícola y ganadera. El salario agropecuario promedio en el período 1995-1998 se elevó 49%, en comparación con el período 1990-1994. Empero, existe evidencia que apunta hacia una mayor desigualdad en la distribución del ingreso. Esto se confirma al analizar el desempeño de los distintos tamaños de granjas. Helfand sostiene que las grandes unidades productivas fueron las que más se beneficiaron con la reforma, mientras que la participación de las pequeñas granjas en el valor de la producción descendió.

La liberalización propició un aumento de 60% en el consumo total de fertilizantes entre 1992 y 1998, y ésta fue una de las causas principales del incremento en la productividad total del sector. La mayor intensidad en el uso de diversos insumos se apoyó en el descenso en el precio de éstos debido a la apertura: 19% a principios de los noventa y 8% en la segunda mitad de la década. De nueva cuenta, las mayores ganancias en productividad y uso de insumos correspondieron a las grandes explotaciones.

b) México

A fin de conocer los efectos del TLCAN en la agricultura mexicana, Levy y van Wijnbergen (1992) emplearon un modelo de equilibrio general intertemporal para determinar las probables repercusiones de la liberalización del mercado de maíz. Los autores hacen énfasis en los problemas ocasionados por la falta de mercados de capital eficientes, los costos sociales de la reforma gradual del sistema y los problemas de incentivos creados por las medidas de ajuste. De acuerdo con sus resultados, la apertura golpearía sobre todo a los más pobres, sería causa de un mayor desempleo, disminución de los salarios rurales y un aumento de la migración desde el campo hacia las ciudades y a los Estados Unidos.

Yúnez-Naude (2002) es la referencia más reciente y completa sobre los efectos del tratado en el campo mexicano, aunque no utiliza métodos econométricos que permitan cuantificarlos con mayor precisión. Este autor detecta evidencia de un incremento considerable en el comercio de productos agropecuarios entre México y los Estados Unidos después de 1994. La proporción representada por el comercio exterior en el PIB agrícola mexicano pasó de un promedio de 19% en el período 1990-1993, a 35% en 1994-2001. Un porcentaje importante del aumento se explica por el auge en la exportación de frutas y verduras mexicanas, aunque la opinión de Yúnez es que ello está relacionado con la depreciación del peso de 1994-1995 más que con la firma del TLCAN.

El estudio revela también un aumento en el rendimiento promedio de las cosechas, tanto para productos de importación como para los de exportación. Sin embargo, los mayores beneficios se concentran en las parcelas que cuentan con acceso a riego (generalmente propiedad de los grupos de mayores ingresos). En contraste con lo que se podía esperar, la producción de maíz no colapsó ni hubo incremento significativo en la emigración rural. En apariencia, los pequeños productores

⁴ Existe la posibilidad de que los cambios observados por Helfand no tengan como causa única la reforma; sin embargo, es difícil separar los efectos de otras políticas o factores, pues no existe un estudio econométrico que fundamente sus conclusiones.

tradicionales, dedicados sobre todo al autoconsumo, así como los productores comerciales en tierras de agostadero, no resintieron los efectos del tratado. Yúnez atribuye esta reacción al Procampo, el programa de transferencias gubernamentales para el período de ajuste. Así, en los primeros siete años del acuerdo, sólo la soya y el trigo experimentaron una reducción en su producción y mayores importaciones. Estas últimas se elevaron también en los casos del maíz, frijol, sorgo y cebada, sin que ello implicara disminuciones en la producción doméstica.

En un documento más reciente, Yúnez-Naude y Barceinas (2003) realizaron varias pruebas estadísticas para conocer si los precios, las exportaciones y las importaciones de los principales productos agropecuarios mexicanos⁵ habían experimentado un cambio estructural en 1994. Los autores concluyen que el TLCAN no tuvo efectos significativos sobre las importaciones agropecuarias mexicanas, pero sí detectaron un cambio favorable en las exportaciones de frutas y verduras. Aun así, dado que se trata de pruebas sobre series univariadas, no puede afirmarse que el tratado sea la causa del cambio observado.

Fiess y Lederman (2004) realizaron una prueba de cointegración para estudiar la relación entre los precios del maíz en México y los Estados Unidos en el período 1981-2003. Al igual que Yúnez y Barceinas, los autores establecieron que el diferencial de precios entre los dos países no sufrió modificaciones significativas después de 1994. Es decir, el tratado tuvo un impacto marginal sobre el mercado de maíz en México.

Zahniser y Link (2002) concuerdan en que los cambios ocurridos en el comercio agropecuario de Norteamérica a partir de 1994 no pueden ser atribuidos en su totalidad al TLCAN. Las condiciones climáticas adversas, las variaciones en la cotización del peso con respecto al dólar, el cambio tecnológico y el desempeño económico de los países deben ser tomados en cuenta. El cuadro 1 presenta los efectos del tratado en el flujo de bienes entre México y los Estados Unidos según la opinión de los expertos del Servicio de Investigación Económica (ERS) del Departamento de Agricultura. Como se advierte, coinciden con lo expuesto por Yúnez y Barceinas con respecto a que el mayor impacto ha ocurrido en frutas y verduras.

Málaga y otros (2001) estiman las funciones de oferta y demanda para un grupo de vegetales en México y los Estados Unidos mediante un análisis econométrico de datos panel. Sus resultados sugieren que el fuerte incremento en las importaciones estadounidenses de vegetales mexicanos después de 1994 es consecuencia de la devaluación del peso en diciembre de ese año.

Así, la serie de estudios anteriores ponen en tela de juicio la capacidad del TLCAN como motor impulsor del comercio agropecuario en América del Norte. Por otra parte, debe reconocerse que el tratado ha tenido un impacto favorable en las ramas manufactureras ligadas a la producción agropecuaria. Según cifras del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos, la inversión directa estadounidense en la industria mexicana procesadora de alimentos se ha más que duplicado desde el inicio del TLCAN, alcanzando 5.300 millones de dólares en 1999. La mayoría de estas inversiones se concentran en productos altamente procesados como las pastas, carnes enlatadas, alimentos congelados y productos de confitería. Los cuellos de botella en el transporte de productos, en particular las dificultades para el cruce de camiones mexicanos a territorio estadounidense, son ahora los principales obstáculos al comercio agropecuario en la región (ERS, 2001).

⁵ Maíz, sorgo, soya, trigo y cebada por el lado de las importaciones; frutas y verduras, por el lado de las exportaciones.

Cuadro 1

**EFFECTO DEL TLCAN EN EL COMERCIO AGROPECUARIO ENTRE
MÉXICO Y LOS ESTADOS UNIDOS**

Producto	Exportaciones de los Estados Unidos a México	Importaciones de los Estados Unidos provenientes de México
Granos básicos		
Maíz	Incremento – Medio	Marginal
Sorgo	Reducción – Alto	No existe comercio
Cebada	Incremento – Bajo	No existe comercio
Trigo	Incremento – Bajo	No existe comercio
Arroz	Incremento – Alto	No existe comercio
Frutas y verduras		
Tomates frescos	Incremento – Bajo	Incremento – Medio
Pepino	No existe comercio	Incremento – Bajo
Calabaza	No existe comercio	Marginal
Papa fresca	Incremento – Bajo	No existe comercio
Cítricos	No existe comercio	Incremento – Bajo
Brócoli	No existe comercio	Incremento – Bajo
Uvas	Marginal	Marginal
Melón y sandía	Marginal	Incremento – Medio

Fuente: Zahniser y Link (2002).

Alto = Cambio mayor a 15% comparado con lo que habría ocurrido sin TLCAN.

Medio = Cambio entre 6% y 15%.

Bajo = Cambio entre 2% y 5%.

Marginal = Cambio menor a 2%.

En suma, la revisión literaria presenta un panorama confuso con respecto a la influencia del tratado en la evolución del comercio exterior agrícola de México. El motivo esgrimido para firmarlo fue su capacidad para impulsar las exportaciones agropecuarias. No obstante, la literatura empírica apunta hacia otros factores como causa del acelerado crecimiento de las ventas externas después de 1994. La evidencia recolectada por Yúnez-Naude y otros investigadores revela un impacto favorable para el sector exportador, en particular la producción de frutas y verduras. Sin embargo, estos autores advierten sobre la posibilidad de que la depreciación del peso de 1994 haya sido la verdadera causa detrás del crecimiento observado.

Con objeto de dilucidar la cuestión, en este trabajo se propone realizar un análisis multivariado que tome en cuenta los efectos generados por la variación del tipo de cambio en el comercio exterior. Específicamente, se busca estimar para los Estados Unidos la ecuación de demanda de importaciones agropecuarias provenientes de México. Este procedimiento tiene la ventaja de que la cotización peso-dólar entra explícitamente como uno de los argumentos de la función, lo que permite modelar al TLCAN por medio de variables dicotómicas. La siguiente sección ofrece mayores detalles sobre el modelo empleado.

II. La ecuación de importaciones agropecuarias y su estimación

La ecuación para modelar la demanda estadounidense de importaciones de productos agropecuarios mexicanos se formuló en concordancia con una serie de estudios previos, como Khan y Ross (1977) y Bahmani-Oskooee y Gobinda (2004). Estos modelos consideran que el tipo de cambio real y el ingreso del país importador son los principales determinantes de la demanda por importaciones. De acuerdo con la literatura sobre el tema, la especificación que mejor se ajusta a los datos reales tiene la forma:

$$\log M_t = a + b \cdot \log(PIB_t) + c \cdot \log(TCR_t) + w_t \quad (1)$$

M_t representa las importaciones agropecuarias de los Estados Unidos provenientes de México en el año t , PIB_t es el ingreso de los Estados Unidos y TCR_t el tipo de cambio real medido en dólares por peso. Este último se obtuvo multiplicando el tipo de cambio nominal por la razón de los índices de precios ($INPC_{MEX} / INPC_{USA}$). El término w_t constituye el error aleatorio, y los coeficientes a estimar son a , b y c . En particular, b es igual a la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones y c es la elasticidad de la demanda ante variaciones en el tipo de cambio real.

La teoría predice que el signo del coeficiente b debe ser positivo, pues un aumento en el ingreso de los Estados Unidos debe elevar su demanda por los productos agropecuarios mexicanos. El signo de c , por su parte, debe ser negativo, pues un incremento en la

variable TCR_t equivale a una devaluación real del dólar, lo que determina un alza del precio de las importaciones con respecto a la producción interna.

Para controlar el efecto de la implementación del tratado se emplea una variable dicotómica que toma el valor de cero hasta el cuarto trimestre de 1993 y de uno para los períodos posteriores. Usando TLC para denotar dicha variable, la ecuación a estimar tiene la siguiente forma:

$$\log M_t = a + b*\log(PIB_t) + c*\log(TCR_t) + d*TLC + w_t \quad (2)$$

En caso de que el TLCAN haya tenido un impacto favorable sobre las ventas agropecuarias mexicanas a los Estados Unidos, el coeficiente d deberá ser positivo y estadísticamente significativo.

Como se expone en el anexo, la estimación de (1) y (2) usando únicamente los valores contemporáneos (i.e., sin rezagos) de las variables explicativas produce estimadores sesgados. Lamentablemente, la mayoría de los primeros estudios efectuados adolece de este problema (Carone, 1996). Sólo a partir de la creciente popularidad de los métodos introducidos por Granger y Johansen a fines de los ochenta y principios de los noventa se empezó a corregir esta situación. Carone (1996), por ejemplo, analiza el comportamiento de las importaciones totales de los Estados Unidos mediante pruebas de *cointegración* para estimar un *modelo de corrección de errores*. Este autor encuentra una elasticidad ingreso de largo plazo igual a 2,5 y una elasticidad precio de -0,38.

Bahmani-Oskooee y Gobinda (2004) hacen uso de un modelo con rezagos distribuidos en forma autorregresiva para estimar la función de demanda de importaciones de Japón provenientes de sus principales socios comerciales. La elasticidad ingreso obtenida fluctúa entre 1,3 y 5,5, pero los valores se concentran alrededor de 2,3, cifra muy parecida a la detectada por Carone en los Estados Unidos. La elasticidad con respecto a variaciones en el tipo de cambio real oscila entre -0,4 y -2,2.

Dutta y Ahmed (1998) utilizan una ecuación idéntica a (2) para conocer los efectos de la reforma comercial emprendida por la India a partir de 1992. La estimación econométrica se realizó por medio de un *modelo de corrección de errores*. La elasticidad ingreso resultante fue de 1,48 y la elasticidad con respecto al tipo de cambio fue igual a -0,47. La variable dicotómica, a pesar de tener el signo positivo esperado, resultó ser estadísticamente no significativa.⁶ Los mismos autores realizaron un ejercicio similar para el caso de Bangladesh, y determinaron una elasticidad ingreso sumamente alta (6,7 en su modelo I y 5,7 en el modelo II). La elasticidad con respecto al tipo de cambio, por su parte, cae en un rango más sensato: -0,81 (modelo I) y -0,77 (modelo II). De nueva cuenta, la variable dicotómica utilizada para medir el impacto de la reforma en el comercio exterior fue estadísticamente no significativa (Dutta y Ahmed, 1999).

En el caso de México, Salas (1982) estimó una variación⁷ de la ecuación (1) usando las importaciones del sector privado en el período 1961-1979. El autor distingue entre importaciones de bienes de capital, bienes de consumo intermedio y bienes de consumo final. Para los bienes de capital, la elasticidad ingreso es 0,5, la elasticidad precio -1,4 y la elasticidad tipo de cambio -1,3. En cuanto a los bienes intermedios, las respectivas elasticidades son 0,4, -2,3 y -1,3. Por último, los bienes de consumo final presentan las elasticidades más altas: 0,6, -3,4 y -1,7. Para conocer la posible existencia de cambio estructural en la ecuación de importaciones mexicanas, Salas utilizó el

⁶ El uso de variables dicotómicas en el contexto del análisis de cointegración debe tomarse con cautela. Joyeux (2001) y Johansen y otros (2000) advierten sobre los problemas originados por la incorrecta especificación de los modelos en presencia de cambio estructural. La simple inclusión de una *dummy* como en el artículo de Dutta no es suficiente. Además, la distribución asintótica de los tests de cointegración cambia al momento de introducir dichas variables, lo que resta validez a las inferencias realizadas con las tablas estadísticas comúnmente empleadas.

⁷ La diferencia con respecto a (1) consiste en que Salas desagrega los efectos de precios y tipo de cambio nominal en vez de usar la tasa de cambio real.

estadístico de Chow. Sus resultados indican la presencia de dicho cambio en el caso de los bienes de capital, mas no así en los bienes intermedios y de consumo final.

En el presente estudio se estima la ecuación (2) usando los datos de las importaciones agropecuarias de los Estados Unidos procedentes de México. El período analizado abarca desde el primer trimestre de 1976 hasta el cuarto trimestre del 2003. La información sobre las importaciones estadounidenses entre 1989 y 2003 se obtuvo en el sitio de Internet del ERS del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos (www.ers.usda.gov). La serie de 1976 a 1988 fue amablemente facilitada por Steven Zahniser, economista para México del ERS. Los datos del PIB provienen del sitio electrónico de la Oficina de Análisis Económico del Departamento de Comercio (www.bea.gov). El índice de precios al consumidor estadounidense aparece en la página en Internet de la Oficina de Estadísticas Laborales del Departamento del Trabajo de los Estados Unidos (www.bls.gov). El índice de precios de México, así como el tipo de cambio nominal, se encuentran en el sitio del Banco de México en Internet (www.banxico.org.mx). Como se explica en el anexo, se emplean dos enfoques para corregir el problema de regresión espuria señalado por Granger y Newbold (1974): el modelo de Vector Autorregresivo (VAR) y la estimación de las relaciones de cointegración. La siguiente sección presenta los resultados obtenidos en cada caso.

III. Resultados

Los resultados obtenidos usando el modelo VAR se muestran en el apartado 1. Las estimaciones del análisis de cointegración aparecen en el apartado 2.

1. Estimación de los vectores autorregresivos

El cuadro 2 presenta los resultados obtenidos con un VAR, en donde el PIB y el tipo de cambio real se suponen exógenos. Se emplean cuatro estructuras de dinámicas diferentes: 1, 2, 3 y 4 rezagos.⁸ El efecto del tratado se mide con una variable dicotómica que vale 0 para los períodos anteriores al primer trimestre de 1994 y 1 de ahí en adelante. Como se discute en el anexo, ello es equivalente a suponer que el TLCAN produjo un cambio en el intercepto de la ecuación de las importaciones.

El coeficiente del tipo de cambio real confirma las predicciones teóricas: en todos los casos es negativo y estadísticamente significativo, además de que varía poco ante cambios en la especificación del modelo. La elasticidad de las importaciones con respecto a la cotización del dólar oscila entre -0,23 y -0,25, lo que significa que una devaluación del peso de 10% produce un aumento de aproximadamente 2,5% en la demanda por productos agropecuarios

⁸ Dada la naturaleza trimestral de los datos, se considera que un máximo de 4 rezagos es suficiente para capturar la dinámica del sistema.

mexicanos en los Estados Unidos. En cambio, el coeficiente del PIB carece de significancia estadística en las cuatro formas funcionales empleadas, amén de que presenta el signo contrario al esperado por la teoría.

Como era de esperarse, los dos primeros rezagos de las importaciones son estadísticamente significativos y positivos. Los rezagos para el tercer y cuarto trimestres (rezagos 3 y 4), por su parte, no influyen sobre las importaciones en t. Es decir, alcanzar altos volúmenes de ventas en el mercado estadounidense tiene un efecto favorable sobre las ventas futuras en un período de hasta 6 meses, tras lo cual dicho efecto desaparece.

A pesar de su signo positivo, el coeficiente para la variable dicotómica TLCAN es no significativo en todos los modelos. Este resultado indica que el acuerdo de libre comercio no coadyuvó al aumento en las compras estadounidenses de productos agrícolas mexicanos. En cambio, la tendencia resulta positiva y significativa en las cuatro especificaciones. La relevancia del factor temporal como determinante de las importaciones obedece, probablemente, al proceso de integración de la economía mexicana a los mercados mundiales, sobre todo al estadounidense, iniciado a partir de 1982. Este proceso, sin embargo, está compuesto por una multitud de políticas cuyos efectos, como menciona Yúnez-Naude, son de difícil identificación.

Cuadro 2
RESULTADOS: MODELO VAR

Variable	Modelo con 1 rezago	Modelo con 2 rezagos	Modelo con 3 rezagos	Modelo con 4 rezagos
Log importaciones (-1)	0,207 (2,27)	0,134 (1,42)	0,148 (1,51)	0,148 (1,48)
Log importaciones (-2)		0,210 (2,32)	0,212 (2,23)	0,211 (2,10)
Log importaciones (-3)			-0,091 (-0,98)	-0,092 (-0,94)
Log importaciones (-4)				0,005 (0,05)
Log PIB	-0,511 (-1,83)	-0,531 (-1,89)	-0,602 (-2,06)	-0,605 (-1,90)
Log TCR	-0,253 (-2,71)	-0,228 (-2,48)	-0,227 (-2,45)	-0,227 (-2,37)
TLCAN	0,028 (0,42)	0,021 (0,32)	0,020 (0,31)	0,019 (0,30)
Tendencia	0,023 (4,23)	0,021 (3,65)	0,023 (3,86)	0,023 (3,49)
Constante	1,993 (0,99)	2,442 (1,20)	2,866 (1,36)	2,889 (1,27)
R*2 Ajustada	0,947	0,948	0,947	0,946
Estadístico F	374,70	313,98	259,38	217,56
Estadístico Breusch-Godfrey	3,65	0 803	0 927	1 966
Chi cuadrada (95%)	3,84	5,99	7,81	9,49

Fuente: Elaboración del autor.

Nota: El estadístico t aparece entre paréntesis.

El análisis gráfico de los residuos mostró la existencia de observaciones extremas para los años 1982 y 1995. Estos casos extremos están relacionados con las crisis cambiarias experimentadas por México en esos años. Para controlar estos episodios, los modelos se estimaron usando variables dicotómicas para 1982 y 1995, pero dichas variables fueron no significativas. Como opción alternativa, se les hizo interactuar con el tipo de cambio real. Como en el caso anterior, los términos interactuados fueron no significativos, sin que se detectara una variación considerable en los coeficientes ni en la significación estadística del resto de las variables de importancia. Por ejemplo, en la especificación análoga al modelo con dos rezagos, el coeficiente para el TCR es de -0.229, para la tendencia es 0.020, para el PIB es -0.485, y para TLCAN es 0.041. Los dos últimos siguen siendo no significativos.

El cuadro 3 corresponde a los resultados obtenidos cuando se asume que todas las variables del VAR son endógenas. De esta forma se pone a prueba la hipótesis sobre la existencia de relaciones de retroalimentación dinámica entre importaciones, PIB y tipo de cambio real. Por simplicidad, sólo se presentan los coeficientes estimados para la ecuación de importaciones; las ecuaciones para el PIB y el tipo de cambio se encuentran en el anexo II.

Las conclusiones que se obtienen de este cuadro son muy parecidas a las del cuadro anterior. El coeficiente de las importaciones es positivo y significativo hasta el segundo rezago. El tipo de cambio real está inversamente correlacionado con las importaciones, aunque su efecto se manifiesta primordialmente en el corto plazo (los coeficientes para rezagos mayores a uno son siempre insignificantes).

Una diferencia importante al suponer endogeneidad total se manifiesta al analizar la relación dinámica entre importaciones y PIB: una vez que se incluyen los valores rezagados de este último, todo apunta hacia un efecto positivo del ingreso nacional sobre el nivel de importaciones, aunque con dos trimestres de rezago.⁹

La elasticidad de largo plazo de las importaciones con respecto al tipo de cambio fluctúa entre -0,21 y -0,23, valores muy parecidos a los que se obtuvieron con los modelos del cuadro 2. El coeficiente para el TLCAN sigue siendo no significativo. La tendencia mantiene su significación estadística y su valor positivo, el cual difiere en poco de las estimaciones previas, lo que demuestra su robustez ante una variedad de especificaciones en las relaciones intertemporales y de retroalimentación de las variables.

Los estadísticos de Breusch-Godfrey para las diferentes formas funcionales se presentan en las últimas líneas del cuadro 3. Todos son menores al valor de la chi-cuadrada en el cuadro, por lo que se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación. Con excepción de la ecuación de importaciones con tres y cuatro rezagos, los errores de todos los modelos pasan las pruebas de normalidad de Shapiro-Francia y de D'Agostino y Balanger. Así, se satisfacen los requisitos teóricos para la correcta estimación mediante vectores autorregresivos. Por último, el cuadro 4 contiene el módulo de los eigenvalores del sistema dinámico para cada modelo. Dado que todos los valores son menores a uno, se cumplen las condiciones que garantizan la estabilidad del VAR.

⁹ El lector puede observar que no todos los signos de los diferentes rezagos del PIB son positivos. A pesar de ello, se dice que el efecto del PIB es positivo porque el coeficiente estadísticamente significativo y con el máximo valor absoluto es mayor que cero cuando se incluyen 3 y 4 rezagos.

Cuadro 3

RESULTADOS: MODELO VAR CON TODAS LAS VARIABLES ENDÓGENAS.
ECUACIÓN PARA LAS IMPORTACIONES

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Log importaciones (-1)	0,200 (2,18)	0,129 (1,39)	0,163 (1,77)	0,100 (1,03)
Log importaciones (-2)		0,226 (2,42)	0,216 (2,35)	0,238 (2,53)
Log importaciones (-3)			-0,053 (-0,57)	-0,023 (-0,24)
Log importaciones (-4)				0,088 (0,94)
Log PIB (-1)	-0,488 (-1,65)	-1,774 (-0,95)	-2,747 (-1,45)	-1,950 (-1,01)
Log PIB (-2)		1,362 (0,74)	8,491 (3,14)	7,875 (2,92)
Log PIB (-3)			-6,212 (-3,39)	-2,164 (-0,77)
Log PIB (-4)				-4,135 (-2,10)
Log TCR (-1)	-0,206 (-2,21)	-0,368 (-1,74)	-0,448 (-2,10)	-0,596 (-2,67)
Log TCR (-2)		0,225 (1,04)	0,106 (0,36)	0,084 (0,28)
Log TCR (-3)			0,199 (0,93)	0,241 (0,82)
Log TCR (-4)				0,134 (0,62)
TLCAN	0,039 (0,60)	0,034 (0,53)	-0,010 (-0,16)	-0,048 (-0,75)
Tendencia	0,022 (4,08)	0,018 (3,20)	0,021 (3,60)	0,019 (3,02)
Constante	1,614 (0,83)	1,793 (0,92)	2,019 (1,04)	1,296 (0,62)
R ² Ajustada	0,946	0,945	0,952	0,953
Estadístico F	1 930,1	1 995,0	2 158,4	2 199,9
Estadístico Breusch-Godfrey	3,197	1,683	2,725	1,847
Chi cuadrada (95%)	3,84	5,99	7,81	9,49

Fuente: Elaboración de autor.

Nota: El estadístico t aparece entre paréntesis.

Cuadro 4
EIGENVALORES DEL SISTEMA DINÁMICO

Modelo	Módulo de los eigenvalores												
1 rezago									0,9784	0,8867	0,2149		
2 rezagos								0,9766	0,7329	0,5407	0,5407	0,4236	0,0961
3 rezagos				0,9855	0,7564	0,7564	0,6027	0,6027	0,5391	0,5391	0,4229	0,4229	
4 rezagos	0,9885	0,8613	0,8613	0,6827	0,6827	0,6669	0,6669	0,6617	0,5949	0,5949	0,5077	0,4654	

Fuente: Elaboración del autor.

La conclusión principal de los cuadros 2 y 3 es que el efecto directo del TLCAN sobre las ventas de productos agropecuarios mexicanos a los Estados Unidos resultó ser insignificante. Sin embargo, aún queda la posibilidad de que el tratado haya incidido en forma indirecta sobre la relación que guardan las distintas variables del modelo. Para conocer si éste tuvo algún efecto sobre la elasticidad de las importaciones con respecto al ingreso y el tipo de cambio, se volvió a estimar la ecuación (2) usando ahora los términos interactuados “*TLCAN*PIB*” y “*TLCAN*TCR*” (véase el anexo I para su definición).

Como se aprecia en el cuadro 5, en ningún caso las variables interactuadas son estadísticamente significativas. En general, los resultados obtenidos con anterioridad se mantienen: los principales determinantes de las ventas agropecuarias de México en los Estados Unidos son el segundo rezago de las importaciones, el tipo de cambio real y la tendencia temporal.

Cuadro 5-A
RESULTADOS: VAR CON TÉRMINOS INTERACTUADOS
PARTE 1

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Log importaciones (-1)	0,202 (2,20)	0,203 (2,22)	0,128 (1,34)	0,128 (1,35)
Log importaciones (-2)			0,209 (2,30)	0,209 (2,31)
Log PIB	-0,504 (-1,36)	-0,573 (-1,92)	-0,557 (-1,50)	-0,609 (-2,02)
Log TCR	-0,221 (-2,14)	-0,229 (-2,30)	-0,195 (-1,91)	-0,201 (-2,04)
TLCAN	-0,905 (-0,32)		-0,674 (-0,24)	
TLCAN * PIB	0,056 (0,20)	-0,032 (-0,61)	0,028 (0,10)	-0,038 (-0,74)
TLCAN * TCR	-0,173 (-0,72)	-0,123 (-0,68)	-0,178 (-0,76)	-0,141 (-0,79)
Tendencia	0,023 (3,20)	0,024 (4,13)	0,021 (2,88)	0,022 (3,63)
Constante	2,003 (0,74)	2,507 (1,14)	2,706 (0,99)	3,089 (1,39)
R*2 Ajustada	0,944	0,944	0,944	0,945
Estadístico F	264,05	310,71	232,53	268,21

Fuente: Elaboración del autor.

Nota: El estadístico t aparece entre paréntesis.

Cuadro 5-B
RESULTADOS: VAR CON TÉRMINOS INTERACTUADOS
PARTE 2

Variable	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8
Log importaciones (-1)	0,141 (1,42)	0,141 (1,43)	0,140 (1,38)	0,140 (1,39)
Log importaciones (-2)	0,209 (2,19)	0,209 (2,20)	0,209 (2,06)	0,207 (2,06)
Log importaciones (-3)	-0,092 (-0,98)	-0,091 (-0,98)	-0,093 (-0,94)	-0,093 (-0,94)
Log importaciones (-4)			0,001 (0,01)	0,003 (0,03)
Log PIB	-0,661 (-1,69)	-0,701 (-2,22)	-0,668 (-1,55)	-0,710 (-2,07)
Log TCR	-0,191 (-1,87)	-0,196 (-1,99)	-0,192 (-1,81)	-0,197 (-1,94)
TLCAN	-0,483 (-0,17)		-0,461 (-0,16)	
TLCAN * PIB	0,003 (0,01)	-0,044 (-0,85)	0,001 (0,00)	-0,044 (-0,84)
TLCAN * TCR	-0,188 (-0,80)	-0,162 (-0,90)	-0,187 (-0,78)	-0,163 (-0,89)
Tendencia	0,025 (3,13)	0,025 (3,87)	0,025 (2,84)	0,025 (3,54)
Constante	3,384 (1,18)	3,673 (1,58)	3,135 (1,10)	3,735 (1,49)
R*2 Ajustada	0,943	0,944	0,941	0,942
Estadístico F	199,48	226,61	172,03	193,06

Fuente: Elaboración del autor.

Nota: El estadístico t aparece entre paréntesis.

Entonces, la conclusión que se obtiene del análisis por medio de vectores autorregresivos es que el TLCAN no ha generado impactos favorables —ni desfavorables— sobre las importaciones de productos agropecuarios mexicanos en el mercado de los Estados Unidos.

2. Análisis de cointegración

Pese a que los modelos estimados satisfacen las condiciones de estabilidad dinámica, algunos eigenvalores son cercanos a uno, lo cual genera sospechas acerca de la existencia de raíces unitarias en los datos empleados. Granger y Newbold (1974) advierten sobre la invalidez de los resultados conseguidos en tal caso mediante la estimación por MCO. Para tratar este problema potencial, se estimó un modelo de corrección de errores (VEC), el cual aprovecha la información contenida en las relaciones existentes entre las variables estudiadas en el largo y el corto plazo.

El análisis clásico de series de tiempo descansa sobre el supuesto básico de estacionariedad de los datos (i.e., media y varianza constantes y covarianzas independientes del tiempo). Los tres gráficos del anexo II arrojan dudas sobre la satisfacción de dicho supuesto en el caso del PIB y las importaciones. Para comprobarlo, en el cuadro 6 se resumen los resultados de la prueba de raíz unitaria practicada a cada una de las series, usando el estadístico de Dickey-Fuller aumentado.

La presencia de raíces unitarias implica la no estacionariedad de las series. En principio, esto constituye un problema potencialmente grave para el estudio econométrico. Sin embargo, el moderno análisis de cointegración toma ventaja de este hecho para conocer las relaciones de largo plazo entre las variables del modelo.

Cuadro 6
PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA

Modelo	Test de I(0)			Test de I(1)		
	Log imp	Log PIB	Log TCR	Log imp	Log PIB	Log TCR
Sin tendencia	Acepto H ₀	Rechazo H ₀	Rechazo H ₀	Rechazo H ₀	Rechazo H ₀	Rechazo H ₀
Con tendencia	Rechazo H ₀	Acepto H ₀	Acepto H ₀	Rechazo H ₀	Rechazo H ₀	Rechazo H ₀

Fuente: Elaboración del autor.

Nota: H₀ = Existe raíz unitaria.

Una condición necesaria, aunque no suficiente, para establecer la cointegración entre dos series es que ambas tengan el mismo orden de integración. De acuerdo con el cuadro, todas las variables están integradas de orden uno. La segunda condición es que los residuales de la regresión de las importaciones con respecto al PIB y el tipo de cambio satisfagan el requisito de estacionariedad (Engle y Granger, 1987).

La ecuación que satisface el requisito de cointegración entre las variables del sistema es la siguiente (véase el anexo I):

$$\ln imp = 1.924 - 0.567 \ln PIB - 0.329 \ln TCR + 0.028 t$$

(1,15) (-2,50) (-3,55) (7,65)

donde t es una tendencia temporal que se supone forma parte del espacio de cointegración y los números entre paréntesis son los estadísticos *t-Student*. Los residuales de esta ecuación satisfacen el requisito de estacionariedad, lo que lleva a concluir que no existe el problema de regresión espuria. Sin embargo, contrario a lo esperado desde la perspectiva teórica, la elasticidad ingreso (coeficiente del PIB) resulta ser negativa y estadísticamente significativa.

La elasticidad con respecto al tipo de cambio es de -0.329, cifra muy parecida a la que se obtiene con los modelos *VAR*, lo que indica robustez en el coeficiente de esta variable ante diferentes especificaciones y métodos de estimación. La tendencia es significativa y positiva. Esto simplemente refleja el hecho de que, una vez descontados los efectos de cambios en el PIB y el TCR, las compras estadounidenses de productos agropecuarios a México tienen una tasa de crecimiento de largo plazo de 2,8%. La introducción de la variable dicotómica *TLCAN* resultó ser estadísticamente no significativa, incluso cuando se elimina la constante de la ecuación de regresión. Ello confirma los resultados obtenidos mediante el *VAR* sobre la ausencia de efectos del tratado sobre las importaciones agropecuarias estadounidenses provenientes de México.

Para confirmar los resultados del procedimiento sugerido por Engle y Granger se realizó el test propuesto por Johansen (1988, 1992). Se consideró necesario hacerlo pues, al existir tres variables en el sistema, la ecuación de cointegración no está identificada de manera única. Los resultados de la prueba confirman la existencia de cointegración, aunque en este caso se expresa mediante dos relaciones distintas: la primera se da entre importaciones y TCR, y la segunda se da entre PIB y TCR. Esto explicaría la falta de significación estadística y/o el signo negativo de los coeficientes del ingreso nacional en la mayoría de los modelos estimados.

No obstante, las elasticidades estimadas con este procedimiento presentan el signo contrario al esperado en la mayoría de los casos. Los valores tampoco caen en el rango de los resultados del VAR. La elasticidad con respecto al TCR, por ejemplo, fluctúa entre -4 y -13, lo que implicaría una enorme sensibilidad de las importaciones ante variaciones en la cotización del dólar. Smallwood y Norrbin (2003) mencionan las dificultades enfrentadas cuando el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen se usa en presencia de raíces cuasiunitarias. Ésta podría ser una de las razones que explican las divergencias observadas entre las elasticidades obtenidas con este procedimiento y aquellas que surgen con el análisis de Engle y Granger. Siguiendo a Smallwood y Norrbin, se considera que los resultados del modelo VAR y del análisis de cointegración sugerido por Engle y Granger representan en forma más adecuada la forma empírica de la ecuación de importaciones.

IV. Conclusiones

Las principales conclusiones del presente estudio se resumen a continuación:

1) El análisis VAR no detectó efecto alguno del TLCAN sobre el comportamiento de las ventas agropecuarias de México a los Estados Unidos.

2) Las variables que mayor impacto tienen sobre las importaciones agropecuarias de los Estados Unidos provenientes de México son el tipo de cambio real y la tendencia temporal.

3) El efecto del TCR se produce principalmente en el corto plazo. La elasticidad hallada fluctúa entre -0,2 y -0,5, y se concentra alrededor de -0,3. Este valor es robusto ante cambios en la especificación y el método de estimación del modelo.

4) Estos resultados confirman y extienden los obtenidos por Málaga y otros (2001) en el sentido de que el principal determinante de las importaciones es el tipo de cambio real.

5) La tendencia temporal es el otro factor determinante en la ecuación de importaciones estudiada. Este resultado se obtiene controlando los efectos del PIB, TCR y TLCAN en las regresiones. Así, la significación estadística de la tendencia implica que el aumento continuo de las ventas agropecuarias mexicanas en el mercado estadounidense es un fenómeno de largo plazo que se había iniciado con anterioridad a la forma del tratado y que no fue influido por éste.

6) A primera vista, el PIB de los Estados Unidos no parece influir sobre la demanda por importaciones de ese país. Sin embargo, al endogeneizar el ingreso en el modelo VAR, se constató un efecto positivo y significativo, lo cual concuerda con la teoría.

7) En suma, la evidencia apunta hacia un efecto poco significativo del TLCAN sobre la exportación de productos agropecuarios al mercado estadounidense. Como lo han señalado otros autores, el tipo de cambio real y sus drásticas variaciones alrededor de 1994 parecen desempeñar un papel más importante en el auge exportador de frutas y verduras.

Tal como se menciona en la Introducción, el presente constituye una primera aproximación al estudio de los efectos del TLCAN sobre la estructura económica y social del campo mexicano. Las futuras líneas de investigación sugeridas para el análisis del impacto del tratado sobre las ventas externas de los productos agropecuarios mexicanos son:

1) Construir y emplear las variables necesarias para controlar los efectos de las reformas implantadas por el gobierno mexicano a partir de 1988.

2) Explorar el tema de estudio desde una perspectiva microeconómica a partir del uso de encuestas en las unidades productivas agrícolas.

3) Emplear métodos de estimación alternativos. Por ejemplo, si se amplía la base de datos de forma que incluya al conjunto de socios comerciales de los Estados Unidos, es posible el uso de técnicas de datos panel o bien de métodos de *dobles y triples diferencias*.

En lo concerniente a otras áreas de interés, se pueden citar:

1) El efecto del TLCAN sobre la evolución de la pobreza rural.

2) Los efectos sobre la inversión y la adopción de nuevas tecnologías.

3) La evolución del sector agroindustrial, es decir, los encadenamientos entre agricultura e industria agroalimentaria, con énfasis en la orientación exportadora de esta última (recuérdese que, según el ERS, la inversión estadounidense en la industria alimentaria mexicana se elevó considerablemente a partir de la vigencia del tratado).

4) El efecto diferenciado del TLCAN sobre las distintas regiones geográficas del país y sus consecuencias sobre la desigualdad en la distribución del ingreso.

Bibliografía

- Bahmani-Oskoe, M. y G. Gobinda Goswami (2004), “Exchange rate sensitivity of Japan’s bilateral trade flow”, *Japan and the World Economy*, 16(1), pp. 1-15.
- Brander, J. A. (1995), “Strategic trade policy”, en G. M. Grossman y K. Rogoff (editores), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, Cap. 27, Elsevier-North Holland.
- Carone, G. (1996), “Modelling the U.S. demand for imports through cointegration and error correction”, *Journal of Policy Modeling*, 18(1), pp. 1-48.
- Clavijo, F. (compilador) (2000), *Reformas económicas en México, 1982-1999*, N° 92 de la colección *Lecturas de El Trimestre Económico*, México, Fondo de Cultura Económica y CEPAL.
- Dollar, D. (1992), “Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDC’s, 1976-1985”, *Economic Development and Cultural Change*, 40(3), pp. 523-544.
- Dutta, D. y N. Ahmed (1999), “An aggregate import demand function for Bangladesh: A cointegration approach”, *Applied Economics*, 31, pp. 465-472.
- ____ (1998), “An aggregate import demand function for India: A cointegration analysis”, *School of Economics and Political Science Working Paper*, University of Sydney.
- Edwards, S. (1998), “Openness, productivity and growth: What do we really know”, *Economic Journal*, 108, marzo, pp. 383-398.
- Engle, R. y C. Granger (1987), “Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing”, *Econometrica*, 55(2), pp. 251-277.
- ERS (Economic Research Service) (2001), “The Effects of NAFTA on agriculture and the rural economy”, WRS-02-1, U. S., Department of Agriculture.

- Favero, C. A. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Fiess, N. y D. Lederman (2004), "Mexican maize production and prices before and after 1994", inédito, Banco Mundial.
- Frankel, J. y D. Romer (1999), "Does trade cause growth?", *American Economic Review*, 89(3), pp. 379-399.
- Goto, J. (1997), "Regional Economic Integration and Agricultural Trade", inédito, Banco Mundial.
- Granger, C. y P. Newbold (1974), "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2(2), pp. 111-120.
- Greenaway, D., W. Morgan y P. Wright (2002), "Trade liberalization and growth in developing countries", *Journal of Development Economics*, 67(1), pp. 229-244.
- Greene, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, cuarta edición, Prentice Hall.
- Harrison, A. (1996), "Openness and growth: A time-series, cross-country analysis for developing countries", *Journal of Development Economics*, 48(2), pp. 419-447.
- Harrison, A. y G. Hanson (1999), "Who gains from trade reform? Some remaining puzzles", *Journal of Development Economics*, 59(1), pp. 125-154.
- Helfand, S. M. (2003), "The impact of agricultural policy reforms on the agricultural sector in Brazil in the 1990's: Implications for pro-poor agricultural policies", artículo presentado para su discusión en The OECD Global Forum on Agriculture: Designing and Implementing Pro-Poor Agricultural Policies, París, 10 y 11 de diciembre.
- Irwin, D. A. y M. Terviö (2002), "Does trade raise income? Evidence from the twentieth century", *Journal of International Economics*, 58(1), pp. 1-18.
- Johansen, S., R. Mosconi y B. Nielsen (2000), "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", *Econometrics Journal*, 3, pp. 216-249.
- Johansen, S. (1992), *Identifying restrictions of linear equations*, University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics.
- ___ (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), pp. 231-254.
- Joyeux, R. (2001), "How to deal with structural breaks in practical cointegration analysis", School of Economics and Financial Studies Working Paper, Macquarie University.
- Khan, M. S. y K. Z. Ross (1977), "The functional form of the aggregate import demand equation", *Journal of International Economics*, 7, pp. 149-160.
- Levy, S. y S. van Wijnbergen (1992), "Mexican agriculture in the Free Trade Agreement: Transition problems in economic reform", *Technical Paper 63*, OECD.
- Málaga, J. E., G. W. Williams y S. W. Fuller (2001), "U.S.-Mexico fresh vegetable trade: The Effects of trade liberalization and economic growth", *Agricultural Economics*, 26(1), pp. 45-55.
- Pindyck, R. S. y D. L. Rubinfeld (1998), *Econometric Models and Economic Forecasts*, cuarta edición, McGraw-Hill International Editions.
- Rodríguez, F. y D. Rodrik (2000), "Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence", *NBER Macroeconomics Annual 2000*, MIT press.
- Sachs, J. y A. Warner (1995), "Economic reform and the process of global integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-117.
- Salas, J. (1982), "Estimation of the structure and elasticities of mexican imports in the period 1961-1979", *Journal of Development Economics*, 10, pp. 297-311.
- Smallwood, A. D. y S. C. Norrbin (2003), "Estimating cointegration vectors using near unit root variables", mimeo, University of Oklahoma.
- Yannikaya, H. (2003), "Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation", *Journal of Development Economics*, 72(1), pp. 57-89.
- Yúnez-Naude, A. y F. Barceinas (2003), "Agricultural trade and NAFTA: The case of Mexico", inédito, Carnegie Endowment for International Peace.
- Yúnez-Naude, A. (2002), "Lessons from NAFTA: The case of Mexico's agricultural sector", reporte final al Banco Mundial.
- Zahniser, S. y J. Link (editors) (2002), "Effects of North American Free Trade Agreement on agriculture and the rural economy", *Agriculture and Trade Report N° WRS0202*, Washington, D. C., julio.

Anexos

Anexo I

Aspectos econométricos

La estimación en niveles de ecuaciones tales como (1) y (2) mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) presenta un conjunto de dificultades por la naturaleza misma de los datos empleados. Las series temporales del producto interno bruto, las importaciones y el tipo de cambio real presentan varias características en común:

1) Se trata de variables agregadas, es decir, son series macroeconómicas. El PIB, por ejemplo, representa el ingreso agregado de todo un país, mientras que el tipo de cambio comúnmente usado no es sino el promedio de un número considerable de operaciones llevadas a cabo por períodos prolongados.

2) Se trata de series con persistencia temporal. Es decir, su valor actual tiende a ser función de los valores pasados. Esto les confiere una estructura autorregresiva que viola los supuestos del análisis clásico por MCO.

Los tres problemas potenciales más importantes originados por las características señaladas son la presencia de autocorrelación, la endogeneidad de las variables explicativas y la posible existencia de raíces unitarias.

Respecto de la autocorrelación, el análisis de series de tiempo ofrece como solución el uso de términos dinámicos en la ecuación de regresión mediante la inclusión de los rezagos de la variable endógena. El problema de endogeneidad puede tratarse relajando el supuesto de exogeneidad de las variables explicativas para incluir sus rezagos dentro de la ecuación a estimar. Esto es básicamente lo que sucede en la estimación mediante *vectores autorregresivos (VAR)*, la técnica usada en el primer apartado del capítulo III.

La ventaja de este método estriba en que no requiere del uso de un modelo estructural para derivar la función que se desea estimar. Aun cuando Bahmani-Oskooee y Gobinda (2004) mencionan que la ecuación (1) es compatible con un modelo de maximización de la utilidad, la teoría económica no necesariamente proporciona la información suficiente para determinar la forma funcional adecuada ni las relaciones dinámicas existentes entre las variables analizadas. El *VAR* permite enfrentar estos problemas, pues sus exigencias teóricas sobre la estructura del modelo son mínimas. Esencialmente, este método deja que sean los datos mismos los que especifiquen la dinámica estructural del sistema.

La representación matemática del *VAR* es la siguiente:

$$y_t = A_1 * y_{t-1} + \dots + A_p * y_{t-p} + B * x_t + \varepsilon_t \quad (A1)$$

y_t es un vector de k variables endógenas; x_t es un vector de n variables exógenas; p es el número de rezagos de la variable endógena; A_1, \dots, A_p, B son las matrices de coeficientes a estimar, y ε_t es un vector de errores que pueden estar correlacionados contemporáneamente, pero no con sus propios rezagos ni con las variables en el lado derecho del sistema de ecuaciones (A1).

Este modelo puede ser estimado a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Dado que no hay variables endógenas sin rezago en el lado derecho de la ecuación, la regresión no presenta el problema de simultaneidad. Además, debido a que los regresores son los mismos para todas las ecuaciones, el estimador de mínimos cuadrados es consistente y eficiente. Es decir, en esta situación MCO es equivalente al método de mínimos cuadrados generalizados y al

método de ecuaciones aparentemente no relacionadas conocido como *SUR* (Pindyck y Rubinfeld, 1998, p. 401).

En el texto principal del documento, el equivalente de (A1) está dado por la siguiente versión dinámica de la ecuación (2):

$$\log M_t = a + b \sum_j \log(PIB_{t-j}) + c \sum_j \log(TCR_{t-j}) + d \sum_j \log(M_{t-j}) + e \cdot TLC + w_t \quad (A2)$$

donde b , c y d son vectores de parámetros a estimar. Los resultados que aparecen en el cuadro 2 corresponden a la estimación de la ecuación (A2) cuando la sumatoria sobre j en el caso de PIB y TCR va de cero a cero. Es decir, cuando ninguna de estas variables se supone endógena. Los resultados del cuadro 3 se obtuvieron estimando (A2) y dejando correr las sumatorias hasta uno (modelo con un rezago), dos (modelo con dos rezagos), tres (modelo con tres rezagos) y cuatro (modelo con cuatro rezagos).

En la ecuación (A2) los efectos del TLCAN se reflejan en un cambio en el intercepto de la ecuación. Esto puede verse si se calcula el valor esperado de las importaciones. Por ejemplo, para el caso en que tanto el PIB como la TCR son exógenas y se usa sólo el primer rezago de las importaciones se tiene que:

$$E(m_t) = a + b \cdot pib_t + c \cdot tcr_t + d \cdot m_{t-1} \text{ antes de 1994}$$

$$E(m_t) = a + b \cdot pib_t + c \cdot tcr_t + d \cdot m_{t-1} + e = f + b \cdot pib_t + c \cdot tcr_t + d \cdot m_{t-1} \text{ después de 1994}$$

donde, por simplicidad, se usan letras minúsculas para denotar los logaritmos de las variables. Antes del tratado, el valor del intercepto es a , después del Tratado es $f = a + e$.

En el caso de los resultados del cuadro 5, la ecuación estimada está dada por:

$$\log M_t = a + b \cdot \log(PIB_t) + c \cdot \log(TCR_t) + d \sum_j \log(M_{t-j}) + e \cdot (TLCAN \cdot PIB_t) + f \cdot (TLCAN \cdot TCR_t) + w_t \quad (A3)$$

donde $TLCAN \cdot PIB$ es igual a cero para períodos anteriores al primer trimestre de 1994, e igual al valor del PIB de ahí en adelante. En forma análoga, el valor de $TLCAN \cdot TCR$ es cero antes del primer semestre de 1994, y TCR de ahí en adelante.

En este caso, el efecto del TLCAN se manifiesta en el cambio de la elasticidad de las importaciones ante modificaciones en el ingreso y el tipo de cambio real. Tomando el valor esperado de la ecuación se encuentra que:

$$E(m_t) = a + b \cdot pib_t + c \cdot tcr_t + d \cdot m_{t-1} \text{ antes de 1994}$$

$$E(m_t) = a + b \cdot pib_t + c \cdot tcr_t + d \cdot m_{t-1} + e \cdot pib_t + f \cdot tcr_t = a + (b+e) \cdot pib_t + (c+f) \cdot tcr_t + d \cdot m_{t-1}$$

$$= a + \delta \cdot pib_t + \gamma \cdot tcr_t + d \cdot m_{t-1} \text{ después de 1994}$$

La elasticidad ingreso es b antes del tratado y $\delta = b+e$ después del tratado. La elasticidad ante variaciones en el tipo de cambio pasa de c a $\gamma = c+f$.

Una vez realizada la estimación, el principal diagnóstico de la regresión en el contexto del *VAR* es el referente a la existencia de autocorrelación en los residuales. Cabe destacar que cuando existen variables rezagadas en el lado derecho de (A1), el test usual de Durbin-Watson deja de ser válido, por lo que debe recurrirse al estadístico de Breusch-Godfrey (Greene, 2000). Bajo la hipótesis nula de no autocorrelación, este estadístico se distribuye como χ cuadrada con p grados de libertad (p es el número de rezagos utilizado). Como puede observarse en los cuadros 2 y 3, los errores satisfacen la condición enunciada en la hipótesis nula de no autocorrelación. Además, en todos los casos se cumple la condición de normalidad de los residuales. Con ello se garantiza la validez del supuesto sobre el comportamiento de ε_t en la ecuación (A1). Por lo tanto, se puede confiar en que el procedimiento de estimación seguido en el primer apartado del capítulo III es insesgado y consistente.

Otro punto de fundamental importancia al estimar el *VAR* es el relativo a la estabilidad dinámica del sistema. Para que el análisis clásico de series de tiempo funcione, es necesario emplear series estacionarias. Para ello se requiere que las raíces polinomiales de las diferentes especificaciones del *VAR* sean menores a uno. El cuadro 4 en el texto principal muestra que, en general, tales condiciones se satisfacen.

Sin embargo, algunas tienen un valor cercano a uno, lo que hace sospechar de la existencia de raíces unitarias en los datos usados. Granger y Newbold (1974) muestran que la presencia de tales raíces conduce a resultados espurios cuando las variables usadas en la regresión aparecen en niveles. La solución consiste en trabajar con los datos diferenciados. Aun así, varios autores critican esta solución pues se enfoca en las relaciones de corto plazo e ignora información sobre el largo plazo.

Ante tales críticas, se ha desarrollado un procedimiento conocido como estimación del vector de corrección de errores (*VEC*). Este método es básicamente una reparametrización del modelo *VAR* tradicional, pero incorpora la relación de cointegración existente entre las variables del modelo (es decir, la relación de equilibrio de largo plazo). El segundo apartado del capítulo III presenta los resultados de la estimación de un modelo *VEC*. Para ello se realizaron las pruebas sugeridas por Engle y Granger (1987) y Johansen (1988, 1992) para verificar la posible cointegración de las series. Acto seguido, se estimó el *VEC* usando la metodología en dos etapas planteada por Engle y Granger en su artículo seminal de 1987.

El estadístico de Dickey-Fuller aumentado señala la presencia de raíces unitarias en todas las series (véase el cuadro 6 del texto principal). En consecuencia, se procedió a verificar la cointegración entre las distintas variables estudiadas. En primer lugar, se trabajó con la siguiente ecuación estimada para el período 1976-2003:

$$\ln imp = -10.573 + 1.171 \ln PIB + 0.007 \ln TCR$$

$$(-26,50) \quad (33,84) \quad (0,08)$$

En contraste con los modelos *VAR*, el PIB tiene un efecto positivo y significativo sobre el nivel de importaciones, mientras que el TCR es insignificante (el estadístico *t* aparece entre paréntesis). Estos resultados son espurios debido a la no estacionariedad de los datos usados. El siguiente paso en el procedimiento Engle-Granger consiste en realizar la prueba de Dickey-Fuller aumentada a los residuos de la regresión anterior. En este caso, el test indica la presencia de raíz unitaria en los errores, lo cual conduciría a la conclusión de que para el período 1976-2003 no existe cointegración entre importaciones, PIB y tipo de cambio real.

Sin embargo, un punto de fundamental importancia es que la regresión anterior excluye la posibilidad de una tendencia en el espacio de cointegración. Después de realizado el ajuste, se tiene que:

$$\ln imp = 1.924 - 0.567 \ln PIB - 0.329 \ln TCR + 0.028 t$$

$$(1,15) \quad (-2,50) \quad (-3,55) \quad (7,65)$$

Una vez que se controla la tendencia temporal, el estadístico de Dickey-Fuller aumentado es de -8.536, muy por encima del valor crítico de -2.89, lo que permite rechazar la hipótesis nula que dice que existe raíz unitaria. Esto permite concluir que, ajustado el espacio de cointegración agregando una tendencia, sí existe cointegración entre importaciones, tipo de cambio y PIB. El problema es que ahora la elasticidad ingreso resulta ser negativa, contrario a lo que se esperaría desde la perspectiva teórica. El TCR, por su lado, presenta el signo y la significación estadística esperados.

Anexo II

Información estadística

Cuadro II-1
RESULTADOS: MODELO VAR CON TODAS LAS VARIABLES ENDÓGENAS.
ECUACIÓN DEL PIB

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Log importaciones (-1)	-0,007 (-1,47)	-0,007 (-1,65)	-0,008 (-1,76)	-0,006 (-1,23)
Log importaciones (-2)		-0,006 (-1,34)	-0,009 (-1,93)	-0,012 (-2,52)
Log importaciones (-3)			-0,001 (-0,32)	-0,005 (-1,00)
Log importaciones (-4)				0,005 (1,15)
Log PIB (-1)	0,963 (70,10)	1,087 (11,91)	1,010 (10,68)	0,956 (10,02)
Log PIB (-2)		-0,136 (-1,52)	-0,116 (-0,86)	-0,083 (-0,62)
Log PIB (-3)			0,045 (0,49)	-0,055 (-0,40)
Log PIB (-4)				0,112 (1,16)
Log TCR (-1)	-0,009 (-2,01)	0,016 (1,51)	0,018 (1,72)	0,018 (1,65)
Log TCR (-2)		-0,029 (-2,73)	-0,017 (-1,18)	-0,016 (-1,07)
Log TCR (-3)			-0,016 (-1,55)	-0,005 (-0,32)
Log TCR (-4)				-0,015 (-1,44)
TLCAN	0,002 (0,49)	0,002 (0,51)	0,003 (0,82)	0,004 (1,15)
Tendencia	0,001 (2,07)	0,001 (3,22)	0,001 (3,91)	0,002 (3,79)
Constante	0,272 (2,76)	0,339 (3,56)	0,425 (4,38)	0,494 (4,84)
R ² Ajustada	0,999	0,999	0,999	0,999
Estadístico F	535 916,7	591 727,0	605 939,4	618 281,9
Estadístico Breusch-Godfrey	3,618	6,457	4,687	0,961
Chi cuadrada (95%)	3,84	5,99	7,81	9,49

Fuente: Elaboración del autor.

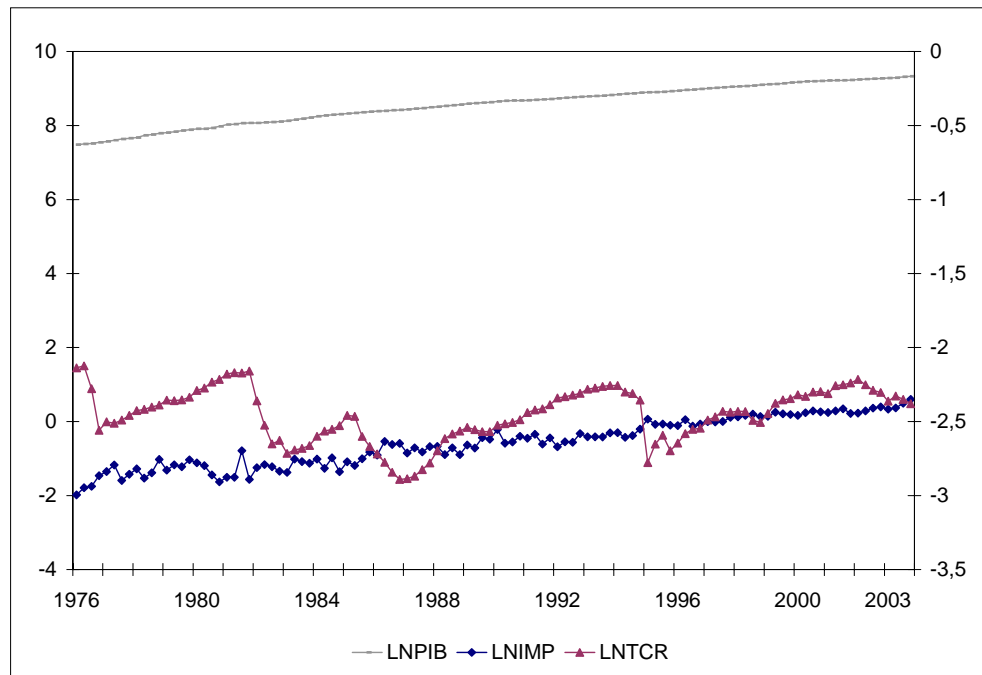
Cuadro II-2

RESULTADOS: MODELO VAR CON TODAS LAS VARIABLES ENDÓGENAS.
ECUACIÓN DEL TCR

Variable	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Log importaciones (-1)	0,064 (1,53)	0,064 (1,56)	0,042 (1,04)	0,030 (0,75)
Log importaciones (-2)		0,051 (1,24)	0,027 (0,66)	0,016 (0,41)
Log importaciones (-3)			0,103 (2,52)	0,065 (1,66)
Log importaciones (-4)				0,009 (0,24)
Log PIB (-1)	-0,088 (-0,71)	2,077 (2,53)	1,978 (2,37)	1,110 (1,40)
Log PIB (-2)		-2,139 (-2,66)	-0,118 (-0,10)	-0,258 (-0,23)
Log PIB (-3)			-1,921 (-2,38)	-0,664 (-0,58)
Log PIB (-4)				-0,465 (-0,58)
Log TCR (-1)	0,917 (21,78)	1,046 (11,28)	0,978 (10,41)	0,939 (10,28)
Log TCR (-2)		-0,136 (-1,43)	-0,132 (-1,02)	-0,097 (-0,81)
Log TCR (-3)			0,079 (0,83)	0,288 (2,41)
Log TCR (-4)				-0,259 (-2,93)
TLCAN	-0,047 (-1,62)	-0,057 (-2,04)	-0,075 (-2,71)	-0,068 (-2,60)
Tendencia	0,001 (0,43)	0,000 (0,00)	-0,001 (-0,20)	0,004 (1,34)
Constante	0,538 (0,61)	0,350 (0,41)	0,432 (0,50)	1,897 (2,23)
R*2 Ajustada	0,861	0,874	0,886	0,901
Estadístico F	686,2	766,5	845,1	1 038,9
Estadístico Breusch-Godfrey	4,473	6,974	9,341	0,788
Chi cuadrada (95%)	3,84	5,99	7,81	9,49

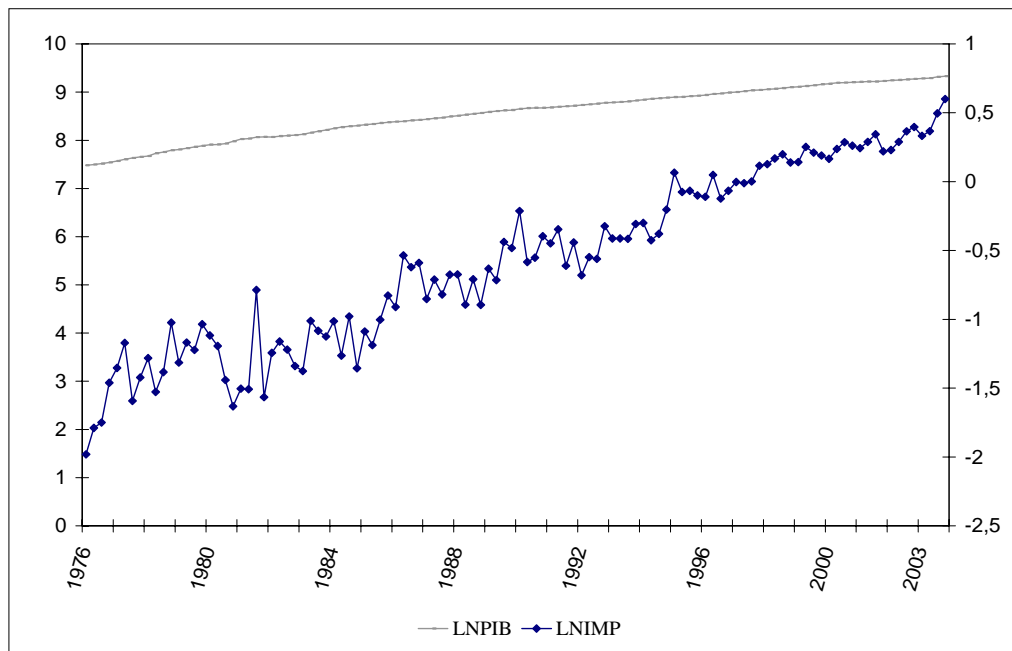
Fuente: Elaboración de autor.

Gráfico II-1
EVOLUCIÓN TEMPORAL DEL LOGARITMO DE LAS
IMPORTACIONES (LNIMP), EL PIB (LNPIB) Y
EL TIPO DE CAMBIO REAL (LNTCR)



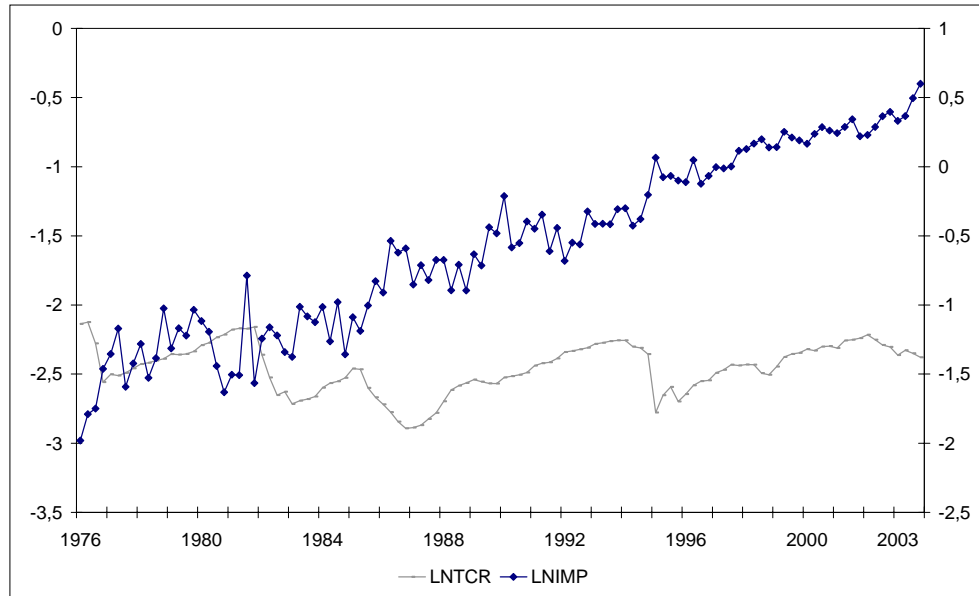
Fuente: Elaboración del autor.

Gráfico II-2
IMPORTACIONES VERSUS PIB



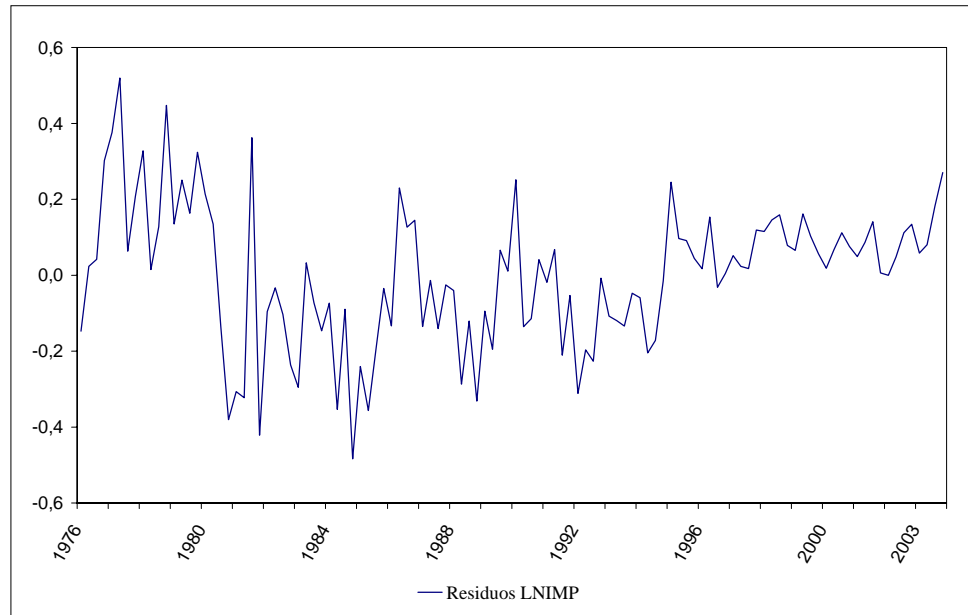
Fuente: Elaboración del autor.

Gráfico II-3
IMPORTACIONES VERSUS TIPO DE CAMBIO REAL



Fuente: Elaboración del autor.

Gráfico II-4
**RESIDUOS DE LA REGRESIÓN LINEAL DE IMPORTACIONES
CONTRA PIB Y TCR**



Fuente: Elaboración del autor.



Serie

 OFICINA
 SUBREGIONAL
 DE LA CEPAL
 EN
 MÉXICO

CEPAL

estudios y perspectivas

1. Un análisis de la competitividad de las exportaciones de prendas de vestir de Centroamérica utilizando los programas y la metodología CAN y MAGIC, Enrique Dussel Peters (LC/L.1520-P; (LC/MEX/L.458/Rev.1)), N° de venta: S.01.II.G.63, 2001. [www](#)
2. Instituciones y pobreza rurales en México y Centroamérica, Fernando Rello (LC/L.1585-P; (LC/MEX/L.482)), N° de venta: S.01.II.G.128, 2001. [www](#)
3. Un análisis del Tratado de Libre Comercio entre el Triángulo del Norte y México, Esteban Pérez, Ricardo Zapata, Enrique Cortés y Manuel Villalobos (LC/L.1605-P; (LC/MEX/L.484)), N° de venta: S.01.II.G.145, 2001. [www](#)
4. Debt for Nature: A Swap whose Time has Gone?, Raghendra Jha y Claudia Schatan (LC/L.1635-P; (LC/MEX/L.497)), Sales N° E.01.II.G.173, 2001. [www](#)
5. Elementos de competitividad sistémica de las pequeñas y medianas empresas (PYME) del Istmo Centroamericano, René Antonio Hernández (LC/L.1637-P; (LC/MEX/L.499)), N° de venta: S.01.II.G.175, 2001. [www](#)
6. Pasado, presente y futuro del proceso de integración centroamericano, Ricardo Zapata y Esteban Pérez (LC/L.1643-P; (LC/MEX/L.500)), N° de venta: S.01.II.G.183, 2001. [www](#)
7. Libre mercado y agricultura: Efectos de la Ronda Uruguay en Costa Rica y México, Fernando Rello y Yolanda Trápaga (LC/L.1668-P; (LC/MEX/L.502)), N° de venta: S.01.II.G.203, 2001. [www](#)
8. Istmo Centroamericano: Evolución económica durante 2001 (Evaluación preliminar) (LC/L.1712-P; (LC/MEX/L.513)), N° de venta: S.02.II.G.22, 2002. [www](#)
9. Centroamérica: El impacto de la caída de los precios del café, Margarita Flores, Adrián Bratescu, José Octavio Martínez, Jorge A. Oviedo y Alicia Acosta (LC/L.1725-P; (LC/MEX/L.517)), N° de venta: S.02.II.G.35, 2002. [www](#)
10. Foreign Investment in Mexico after Economic Reform, Jorge Máttar, Juan Carlos Moreno-Brid y Wilson Peres (LC/L.1769-P; (LC/MEX/L.535-P)), Sales N° E.02.II.G.84, 2002. [www](#)
11. Políticas de competencia y de regulación en el Istmo Centroamericano, René Antonio Hernández y Claudia Schatan (LC/L.1806-P; (LC/MEX/L.544)), N° de venta: S.02.II.G.117, 2002. [www](#)
12. The Mexican Maquila Industry and the Environment; An Overview of the Issues, Per Stromberg (LC/L.1811-P; (LC/MEX/L.548)), Sales N° E.02.II.G.122, 2002. [www](#)
13. Condiciones de competencia en el contexto internacional: Cemento, azúcar y fertilizantes en Centroamérica, Claudia Schatan y Marcos Avalos (LC/L.1958-P; (LC/MEX/L.569)), N° de venta: S.03.II.G.115, 2003. [www](#)
14. Vulnerabilidad social y políticas públicas, Ana Sojo (LC/L.2080-P; (LC/MEX/L.601)), N° de venta: S.04.II.G.21, 2004. [www](#)
15. Descentralización a escala municipal en México: La inversión en infraestructura social, Alberto Díaz Cayeros y Sergio Silva Castañeda (LC/L.2088-P; (LC/MEX/L.594/Rev.1)), N° de venta: S.04.II.G.28, 2004. [www](#)
16. La industria maquiladora electrónica en la frontera norte de México y el medio ambiente, Claudia Schatan y Liliana Castilleja (LC/L.2098-P; (LC/MEX/L.585/Rev.1)), N° de venta: S.04.II.G.35, 2004. [www](#)
17. Pequeñas empresas, productos étnicos y de nostalgia: Oportunidades en el mercado internacional, Mirian Cruz, Carlos López Cerdán y Claudia Schatan (LC/L.2096-P; (LC/MEX/L.589/Rev.1)), N° de venta: S.04.II.G.33, 2004. [www](#)
18. El crecimiento económico en México y Centroamérica: Desempeño reciente y perspectivas, Jaime Ros (LC/L.2124-P; (LC/MEX/L.611)), N° de venta: S.04.II.G.48, 2004. [www](#)
19. Emergence of l'euro: Implications pour l'Amérique Latine et les Caraïbes, Hubert Escaith, y Carlos Quenan (LC/L.2131-P; (LC/MEX/L.608)), N° de venta: F.04.II.G.61, 2004. [www](#)
20. Los inmigrantes mexicanos, salvadoreños y dominicanos en el mercado laboral estadounidense. Las brechas de género en los años 1990 y 2000, Sarah Gammage y John Schmitt (LC/L.2146-P; (LC/MEX/L.614)), N° de venta: S.04.II.G.71, 2004. [www](#)
21. Competitividad centroamericana, Jorge Mario Martínez Piva y Enrique Cortés (LC/L.2152-P; (LC/MEX/L.613)), N° de venta: S.04.II.G.80, 2004. [www](#)
22. Regulación y competencia de las telecomunicaciones en Centroamérica: Un análisis comparativo, Eugenio Rivera (LC/L.2153-P; (LC/MEX/L.615)), N° de venta: S.04.II.G.81, 2004. [www](#)
23. Haití: Antecedentes económicos y sociales, Randolph Gilbert (LC/L.2167-P; (LC/MEX/L.617)), N° de venta: S.04.II.G.96, 2004. [www](#)

24. Propuestas de política para mejorar la competitividad y la diversificación de la industria maquiladora de exportación en Honduras ante los retos del CAFTA, Enrique Dussel Peters (LC/L.2178-P (LC/MEX/L.619)), N°. de venta: S.04.II.G.105, 2004. [www](#)
25. Comunidad Andina: Un estudio de su competitividad exportadora, Martha Cordero (LC/L.2253-P; (LC/MEX/L.647)), N° de venta: S.05.II.G.10, 2005. [www](#)
26. Más allá del consenso de Washington: una agenda de desarrollo para América Latina, José Antonio Ocampo (LC/L.2258-P (LC/MEX/L.651)), N° de venta: S.05.II.G.10, 2005. [www](#)
27. Los regímenes de la inversión extranjera directa y sus regulaciones ambientales en México y Chile, Mauricio Rodas Espinel (LC/L.2262-P (LC/MEX/L.652)), N° de venta: S.05.II.G.18, 2005. [www](#)
28. La economía cubana desde el siglo XVI al XX: Del colonialismo al socialismo con mercado, Jesús M. García Molina (LC/L.2263-P (LC/MEX/L.653)). N° de venta: S.05.II.G.19, 2005. [www](#)
29. El desempleo en América Latina desde 1990, Jaime Ros (LC/L.2265-P (LC/MEX/L.654)), N° de venta: S.05.II.G.29, 2005. [www](#)
30. El debate sobre el sector agropecuario mexicano en el Tratado de Libre Comercio de América del Norte, Andrés Rosenzweig (LC/L.2289-P (LC/MEX/L.650/Rev.1)), N° de venta: S.05.II.G.40, 2005. [www](#)
31. El efecto del TLCAN sobre las importaciones agropecuarias estadounidenses provenientes de México, José Alberto Cuéllar Álvarez (LC/L.2307-P (LC/MEX/L.649/Rev.1)), N° de venta S.05.II.G.56, 2005. [www](#)

-
- Los títulos a la venta deben ser solicitados a la Biblioteca de la Sede Subregional de la CEPAL en México, Presidente Masaryk N° 29 – 4° piso, 11570 México, D. F., Fax (52) 55-31-11-51, biblioteca.cepal@un.org.mx
 - [www](http://www.cepal.org.mx): Disponible también en Internet: <http://www.cepal.org.mx>

Nombre:
Actividad:.....
Dirección:.....
Código postal, ciudad, país:
Tel.:..... Fax:..... E.mail: